

Les ruptures de tendance de la productivité par employé de quelques grands pays industrialisés

L'étude de la productivité joue un rôle majeur dans l'analyse des évolutions du niveau de vie et de la croissance. Par exemple, pour un pays donné, si la part de l'emploi dans la population est constante, la hausse du niveau de vie correspond à celle de la productivité par employé. Il apparaît donc nécessaire d'examiner les grandes tendances de la productivité du travail si l'on souhaite retracer l'histoire économique d'un pays.

L'objet de cet article est d'étudier les mouvements tendanciels de la productivité par employé dans divers grands pays industrialisés. L'analyse est d'abord menée à partir de données annuelles sur une période longue, couvrant l'ensemble du vingtième siècle pour les États-Unis, la France et le Royaume-Uni. Par la suite, les évolutions de la productivité sont étudiées sur une période plus courte, en données trimestrielles, pour les États-Unis, la France, le Royaume-Uni, l'Allemagne, l'Espagne, le Japon et les Pays-Bas. Les études de ce type sont déjà nombreuses dans la littérature, mais elles se limitent souvent à présenter des taux de croissance moyens de la productivité sur des périodes choisies de manière ad hoc. Une méthode statistique robuste est ici utilisée afin de déterminer de manière endogène d'éventuelles ruptures de tendances de la productivité par tête. Cette méthode, élaborée par Bai et Perron (1998), permet d'extraire plusieurs faits marquants.

- *Aux États-Unis, la productivité par employé connaît une accélération consécutive à une rupture située au début des années vingt, puis un ralentissement à partir de la fin des années soixante. Ce résultat se rapproche sensiblement de la « grande vague » évoquée par Gordon (1999, 2002) pour décrire les mouvements tendanciels du taux de croissance de la productivité américaine au XX^e siècle.*
- *Le début du rattrapage du niveau de productivité des États-Unis par la France ou le Royaume-Uni se situe peu après la fin de la seconde guerre mondiale.*
- *La plupart des pays considérés enregistrent un ralentissement de leur productivité tendancielle dans la première moitié des années soixante-dix. Pour les États-Unis, cette rupture intervient dès 1966, ce qui diffère de certaines analyses existantes qui ont fait ressortir la date de 1974.*

NB : Ce travail a été réalisé dans le cadre du réseau « productivité – rentabilité » piloté par G. Cette à la Banque de France. Il n'engage que les auteurs et ne reflète pas nécessairement la position de la Banque de France.

- *Les pays européens et le Japon connaissent un ralentissement de leur productivité tendancielle au cours des années quatre-vingt-dix, tandis que la productivité américaine accélère au cours de cette période.*

Tristan-Pierre MAURY
Direction des Études économiques et de la Recherche

Centre de Recherche
Bertrand PLUYAUD

Direction des Études économiques et de la Recherche
Service d'Études macroéconomiques et de Prévision

Les nombreux travaux réalisés sur les mouvements de long terme de la productivité permettent de dégager quelques faits stylisés sur les données américaines et européennes. En particulier, les travaux de Gordon ont mis en évidence les grandes phases du taux de croissance de la productivité américaine depuis le début du XX^e siècle et l'évolution du rattrapage des niveaux de productivité américains par les économies européennes.

Gordon (1999) est à l'origine de l'expression « grande vague » pour caractériser la croissance de la productivité globale des facteurs américaine : l'auteur place le « démarrage américain » autour de 1913¹. Le taux de croissance de la productivité ne va cesser de s'accroître jusqu'au milieu des années soixante. De 1964² au début des années quatre-vingt-dix, le taux de croissance va retomber, pour atteindre des niveaux inférieurs à ceux connus durant l'entre-deux guerres.

Gordon (2002) constate un accroissement du retard du niveau de productivité européen jusque vers le milieu des années cinquante³, période à laquelle s'est amorcé le début du rattrapage des États-Unis par les économies européennes. Ce rattrapage s'est poursuivi jusqu'au début des années quatre-vingt-dix et n'a pas été interrompu par le choc pétrolier de 1973.

Certaines analyses (cf. Basu, Fernald et Shapiro, 2001, Hansen, 2001, Gust et Marquez, 2002, Lecat, 2003) ont complété ces travaux en s'intéressant aux mouvements de la productivité américaine ou européenne dans les années quatre-vingt-dix. Ces études mettent en évidence l'interruption du rattrapage des États-Unis par l'Europe au milieu des années quatre-vingt-dix : vers 1995 approximativement, l'économie américaine connaît à nouveau des taux de croissance de la productivité proches de ceux des années cinquante, tandis que les taux de croissance européens et japonais chutent.

Toutefois, on peut s'interroger sur la robustesse des faits stylisés mentionnés ci-dessus. Ces études n'utilisent généralement pas, à l'exception de Hansen (2001), une technique statistique suffisamment rigoureuse. Par exemple, Gordon se contente de faire des moyennes des taux de croissance de la productivité sur des périodes choisies de manière *ad hoc*. Notre objectif, dans la présente analyse, est donc de détecter si les grandes phases énoncées ci-dessus de l'évolution des productivités américaine, européenne et japonaise sont validées au moyen d'un test de ruptures de tendance. Pour chaque pays, cette étude est menée sur deux types d'échantillons de productivité par tête :

- un échantillon long couvrant le XX^e siècle, en données annuelles ;
- un échantillon postérieur à la seconde guerre mondiale, en données trimestrielles.

¹ Cette date dépend des pondérations respectives du capital et du travail dans le calcul de la productivité globale des facteurs.

² Nous verrons que cette date est discutée : une forte partie de la littérature théorique place le ralentissement américain autour du choc pétrolier de 1973.

³ Ce retard européen date du milieu du XIX^e siècle.

Le premier échantillon nous permet de détecter d'éventuelles ruptures de tendance antérieures à la seconde guerre mondiale. Nous pouvons ainsi tester si le « démarrage » américain mis en exergue par Gordon (1999) correspond à une rupture de tendance sur la productivité. Plus généralement, nous pouvons vérifier si le test de rupture de tendance permet de retrouver la « grande vague » dont parle cet auteur. De plus, ces tests nous autorisent à dater le début du rattrapage des niveaux de productivité américains par les économies françaises et britanniques.

Avec le second échantillon, nous pouvons tester la présence d'éventuelles ruptures de tendance autour du choc pétrolier et durant les années quatre-vingt-dix. Concernant ce dernier point, Hansen (2001) parvient à mettre en évidence une rupture significative à la hausse de la tendance de la productivité sur données américaines entre 1992 et 1996. Nous cherchons à déterminer si cette période correspond également à une baisse du taux de croissance de la productivité européenne ou japonaise.

À partir des résultats obtenus sur les deux échantillons, nous pouvons comparer les taux de croissance tendanciels américains ou européens actuels avec ceux d'avant la seconde guerre mondiale et ainsi déterminer, comme Gordon (1999, 2002), si les taux de croissance de la fin de la « grande vague » sont comparables à ceux de son début.

Les multiples objectifs de ce papier nécessitent de recourir à une méthode permettant de déterminer de façon endogène à la fois le nombre et la datation des points de rupture. Nous utilisons la technique récemment proposée par Bai et Perron (1998), nettement plus efficiente que les méthodes précédentes. L'approche ici retenue est purement statistique. Elle ne propose pas de lecture économique des ruptures détectées. Par ailleurs, il convient de souligner la fragilité de certaines données mobilisées, particulièrement sur période longue où sont articulés diverses sources et bases comptables. Il convient donc de rester prudent dans l'interprétation des résultats.

Après une brève présentation de l'approche retenue et des données mobilisées, nous présentons ensuite les résultats sur données longues, puis sur données courtes, et nous comparons les résultats des deux types d'estimation.

1. L'approche retenue

1.1. La méthode de Bai et Perron

Cette approche mobilise la méthode de Bai et Perron (1998) sur données annuelles longues et trimestrielles plus courtes. L'économétrie des ruptures de tendance s'est singulièrement développée au cours des dernières années. Dans les papiers fondateurs sur les changements structurels (cf. Perron, 1989), la modélisation se limitait à une seule rupture dont la date était imposée par l'économètre. Andrews (1993) a proposé une méthode générale pour déterminer de façon endogène la date de la rupture. Toutefois cette méthode se limite encore à l'existence d'une seule rupture. Depuis, plusieurs méthodes permettant de déterminer le nombre de points de rupture ont été élaborées. La méthode de détermination séquentielle du nombre de ruptures de Bai et Perron est l'une des plus efficaces.

Quatre spécifications (usuelles) sont retenues pour effectuer les tests de rupture. Les deux premières sont effectuées avec la productivité par tête exprimée en logarithmes. Elles diffèrent selon la méthode de traitement de l'autocorrélation des résidus (voir en annexe). Les spécifications 3 et 4 sont effectuées avec le taux de croissance de la productivité par tête ; elles aussi connaissent un traitement différent de l'autocorrélation des résidus.

1.2. Présentation et traitement des données

Données longues

Les données longues correspondent à un échantillon remontant au début du XX^e siècle, voire à la fin du XIX^e siècle. Dans ce cas, seules les données pour la France, les États-Unis et le Royaume-Uni sont disponibles. Pour l'Allemagne et le Japon, les données d'emploi ou de produit intérieur brut (PIB) ne sont pas disponibles sur une période suffisamment longue pour autoriser l'utilisation de la méthode de Bai et Perron en fréquence annuelle⁴.

Pour la France, les États-Unis et le Royaume-Uni, les sources des séries utilisées sont présentées dans le tableau 1 en annexe. L'analyse sur séries longues fait appel à des données moins homogènes et robustes que celles sur séries courtes. Les données d'avant-guerre se caractérisent par une forte volatilité. Plusieurs types de problèmes nuisent à l'homogénéité des données. En premier lieu, les données sur longue période reposent sur des sources très disparates (recensements, prud'hommes, sources syndicales, enquêtes des instituts statistiques, etc.). Par ailleurs, les méthodes de construction des séries ont considérablement évolué, en particulier en ce qui concerne les déflateurs du PIB. Les conventions comptables ont également été profondément modifiées au cours du temps, par exemple dans le traitement des actifs agricoles⁵ ou le passage d'une mesure du produit national à une mesure du produit intérieur. Enfin se pose le problème des changements de frontières pour la France (Alsace-Lorraine exclue avant 1918) et pour le Royaume-Uni (Irlande du Sud incluse avant 1920). Nous avons utilisé pour les trois pays les séries du *Groningen Growth and Development Centre* (GGDC)⁶ sur la période la plus récente (cf. tableau 1). Les données plus anciennes proviennent pour la France de Villa⁷, pour le Royaume-Uni de Feinstein (1976) et pour les États-Unis de Mitchell (1998). Villa présente, pour l'emploi comme pour le PIB, des séries longues uniques, avec comme parti pris de raisonner à territoire variable, mais également de retraiter les données, de manière à conserver des concepts et des nomenclatures constantes. Feinstein et Mitchell, en revanche, présentent leurs données de manière discontinue selon les modifications de territoire, de sources et de méthodologie. Les différentes séries d'emploi et de PIB présentées par ces deux auteurs présentent toujours une date en commun : par exemple, dans le cas du

⁴ À notre connaissance, les données d'emploi pour l'Allemagne ne sont disponibles qu'à partir de 1921 (Mitchell) et excluent la seconde guerre mondiale. Les données sur le Japon remontent à 1930.

⁵ Ainsi, en France, les personnes non scolarisées, vivant sur une exploitation agricole et n'exerçant pas d'autre métier, étaient d'emblée considérées comme actifs agricoles jusqu'en 1946. Aujourd'hui, sont considérées comme actifs agricoles les personnes se déclarant comme tels.

⁶ University of Groningen and The Conference Board, GGDC Total Economy Database, July 2003, <http://www.eco.rug.nl/ggdc>

⁷ [Http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/villa.htm](http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/villa.htm)

Royaume-Uni, nous disposons, jusqu'en 1920 inclus, de séries de PIB et d'emploi incluant l'Irlande du Sud et, à partir de 1920 inclus, de séries hors Irlande du Sud.

Le traitement des deux guerres mondiales (pour lesquelles les données manquent ou ne sont pas fiables) a été fait successivement par interpolation et au moyen de variables tampons. Les deux méthodes ayant donné les mêmes résultats, nous ne retenons que la méthode d'interpolation. L'échantillon sur données françaises s'arrête volontairement en 1990 : nous verrons sur l'échantillon court que la France connaît une rupture dans les années quatre-vingt-dix. Cette rupture ne peut pas être détectée en données annuelles car elle est trop proche de la fin de l'échantillon. En revanche, elle est susceptible de fausser les résultats sur tout le reste des données⁸.

Données courtes

Les pays considérés, sur données trimestrielles postérieures à la seconde guerre mondiale, sont les États-Unis, la France, le Royaume-Uni, l'Allemagne, le Japon, l'Espagne et les Pays-Bas. Ces séries comportent deux avantages par rapport aux séries longues annuelles : l'homogénéité des données est plus grande, et nous pouvons tester la présence de ruptures dans les années quatre-vingt-dix (impossible en fréquence annuelle).

Les séries utilisées proviennent essentiellement de la base de données macroéconomique de la Banque des règlements internationaux (BRI). Cette base de données est alimentée par des sources nationales (instituts nationaux, banques centrales et autres). Nous avons également utilisé des données de Villa pour la France, d'Eurostat pour l'Espagne et de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) pour les Pays-Bas. Le tableau 1, en annexe, présente ces différentes sources. Les séries de productivité ont été calculées à partir de séries de PIB en volume et d'emploi, sauf dans le cas de l'Allemagne où nous avons utilisé directement des séries de productivité par tête. Toutes les séries utilisées sont corrigées des variations saisonnières (cvs), à l'exception d'une série d'emploi sur le Royaume-Uni qui a été désaisonnalisée.

Le problème posé par la réunification allemande est traité en deux étapes. Les mêmes tests que pour les autres pays sont menés sur l'Allemagne de l'Ouest. En revanche, l'échantillon disponible pour l'Allemagne réunifiée est trop court pour utiliser la procédure séquentielle de Bai et Perron. Nous avons considéré qu'il ne pouvait y avoir plus d'une rupture sur cet échantillon. Dans ce cas, il n'y a plus de procédure séquentielle et le test se ramène à celui d'Andrews (1993).

⁸ Il s'agit d'un problème bien connu dans la littérature économétrique sur les ruptures de tendance.

2. Résultats

Données longues

Le tableau A résume l'ensemble des résultats sur données longues. Concernant les États-Unis, nous parvenons à reproduire la « grande vague » mise en évidence par Gordon (1999). En effet, nous trouvons une rupture positive sur le taux de croissance de la productivité en 1922 ou 1933 (selon la spécification retenue) et un ralentissement en 1967. Les dates du « démarrage » sont légèrement postérieures à celles de Gordon, tandis que la date du ralentissement correspond sensiblement à celle de Gordon⁹. Toutefois, de nombreux papiers placent le ralentissement américain en 1974 (par exemple Zivot et Andrews, 1992). Nous verrons dans la sous-section suivante que la date du ralentissement américain est fortement modifiée lorsqu'on s'intéresse à la productivité horaire.

Nous obtenons des ruptures positives en 1943 et 1945 pour le Royaume-Uni et la France respectivement. La rupture de 1945 pour la France correspond au début du rattrapage des États-Unis (Gordon, 2002, le place en 1950). Le taux de croissance moyen en France est alors de 5,4 %, contre 2,5 % ou 3 % aux États-Unis, selon la spécification retenue. La France connaît une rupture négative sur le taux de croissance de la productivité en 1970, mais cette rupture n'interrompt pas le rattrapage : le taux de croissance tendanciel de la productivité en France reste près de deux fois supérieur à celui des États-Unis après 1970. Il semble que cette rupture corresponde à une rupture sur le PIB (Le Bihan, 2002, trouve une rupture négative sur le PIB français autour de 1973 en utilisant également la méthode de Bai et Perron). Notons enfin que le Royaume-Uni ne connaît pas de rupture autour du choc pétrolier de 1973 (ce résultat sera partiellement confirmé sur données courtes).

Tableau A

Évolutions tendanciennes de la productivité (PIB/emploi) sur données longues (fréquence annuelle)

Résultats de la méthode de Bai et Perron

États-Unis

	(en %)			
	1890	1922	1967	2002
Spécification 1	1,3	2,5	1,3	
	1890	1933	1967	2002
Spécification 3	1,1	3,0	1,3	

France

	(en %)			
	1890	1945	1970	1990
Spécification 1	0,6	5,4	2,4	
	1890	1945	1970	1990
Spécification 3	0,6	5,4	2,4	

Royaume-Uni

	(en %)		
	1875	1943	2002
Spécification 1	0,7	1,9	
	1875	1943	2002
Spécification 3	0,7	1,9	

Sources : Calculs des auteurs

NB : Dates des ruptures et croissance annuelle moyenne de la productivité
Les spécifications 2 et 4 ne sont pas retenues en fréquence annuelle (voir annexe).

⁹ Rappelons toutefois que Gordon travaille sur des séries de productivité globale des facteurs, alors que nous travaillons avec des séries de productivité par tête.

Données courtes

Les résultats, réunis dans le tableau B, confirment tout d'abord qu'il n'y a jamais plus de deux ruptures quel que soit le pays considéré. Ces ruptures se répartissent en deux groupes assez compacts autour de 1970 et dans les années quatre-vingt-dix (sauf pour les États-Unis).

Tous les pays considérés, à l'exception des États-Unis et du Royaume-Uni, connaissent une rupture négative significative du taux de croissance de la productivité entre 1972 et 1976, quelle que soit la spécification retenue¹⁰. Ces résultats confirment donc ceux obtenus avec les données longues. Pour la France, cette rupture sur le taux de croissance de la productivité est de nouveau concomitante avec une rupture sur le taux de croissance du PIB (Le Bihan, 2002). L'emploi n'ayant pas subi de rupture significative durant cette période, c'est donc bien une rupture sur la tendance du PIB qui semble avoir causé cette inflexion de la productivité pour la France.

Le Royaume-Uni ne connaît de rupture négative, mais très légère, sur le taux de croissance de la productivité que pour les spécifications en tendance (*i.e.* spécifications 1 et 2). Ces résultats sont à rapprocher de ceux de Broadberry et Crafts (2003) qui concluent à un ralentissement prononcé de la productivité britannique autour de 1973 pour le secteur manufacturier, mais beaucoup plus faible sur l'ensemble de l'économie. Les États-Unis connaissent une forte baisse du taux de croissance de la productivité du travail au premier trimestre 1966. Cette date est robuste à la spécification retenue. Ce résultat peut paraître étonnant, puisque la littérature place généralement la rupture négative autour de 1974 (cf. les résultats de Zivot et Andrews, 1992, sur le PIB américain, par exemple). Pour confirmer nos résultats, nous avons effectué les mêmes tests sur la productivité horaire américaine. Nous évaluons ainsi l'impact, sur nos conclusions, des heures travaillées par tête (la série correspondante utilisée est issue du *Bureau of Labour Statistics* (BLS)). La date de rupture (dernier trimestre de 1967 ou premier trimestre de 1968, selon la spécification retenue) est très proche de celle obtenue avec la productivité par tête. Ce ne sont donc pas les heures travaillées par tête qui sont responsables de la précocité du ralentissement américain. L'écart entre les résultats proposés ici et ceux usuellement retenus dans la littérature provient donc probablement du choix d'une méthode de détection de multiples ruptures de tendance (le test de Zivot et Andrews, 1992, ne peut déceler qu'une seule rupture).

L'interruption du rattrapage des États-Unis s'explique également par le fait qu'une rupture tendancielle négative de la productivité du travail s'observe pour trois autres pays durant les années quatre-vingt-dix : la France, l'Allemagne réunifiée et le Japon (cf. Gust et Marquez, 2002). Pour la France, elle intervient dès 1990 ou 1991, selon la spécification retenue. Le taux de croissance tendanciel français est alors, approximativement, divisé par deux. Contrairement à la rupture intervenue en 1973, celle-ci n'est pas due à une rupture du PIB (Le Bihan, 2002, rejette l'hypothèse d'une seconde rupture sur le PIB français). En revanche, la nette hausse du taux de croissance de l'emploi français au début des années quatre-vingt-dix

¹⁰ Si l'on excepte également la troisième spécification retenue pour l'Allemagne de l'Ouest

(notamment après le creux de 1993) explique probablement ce résultat. Nous obtenons des résultats similaires pour l'Allemagne et le Japon. L'Espagne est un cas atypique, puisque ce pays connaît un taux de croissance tendanciel de la productivité négatif suite à une rupture de tendance au milieu des années quatre-vingt-dix.

De nouveau, le Royaume-Uni et les États-Unis contrastent fortement avec les autres pays industrialisés considérés. Le Royaume-Uni, ainsi que les Pays-Bas, ne connaît aucune rupture de tendance dans la productivité durant les années quatre-vingt-dix. La baisse du taux de croissance de la productivité à partir de 1996 ou 1997 est probablement trop proche de la fin de l'échantillon et pas assez prononcée pour être interprétée comme une rupture de tendance. Il est également possible que cette légère baisse corresponde à un mouvement cyclique. Notons que si le Royaume-Uni ne connaît pas de rupture négative dans les années quatre-vingt-dix, il accusait cependant à cette date un retard, en termes de niveau, beaucoup plus conséquent que les autres pays européens par rapport aux États-Unis (cf. Lecat, 2003).

À l'opposé de tous les autres pays, les États-Unis connaissent une rupture positive en 1983, peu robuste à la spécification retenue : elle n'apparaît que lorsque la productivité est prise en niveau. Ce résultat est proche des conclusions de Bassanini et Scarpetta (2002) qui placent l'accélération de la productivité américaine au milieu des années quatre-vingt. À l'opposé, Hansen (2001) situe cette accélération au milieu des années quatre-vingt-dix. Ceci provient du fait que Hansen considère la productivité horaire dans le secteur manufacturier. Nous étendons son analyse à l'ensemble de l'économie pour la productivité horaire et nous confirmons la présence d'une rupture positive en 1995. Les résultats avec la productivité horaire sont statistiquement plus fiables que ceux obtenus avec la productivité par tête, puisqu'ils sont robustes à la spécification choisie, ce qui n'est pas le cas avec la productivité par tête¹¹. Cela incite à placer l'accélération américaine autour de 1995, plutôt qu'en 1983.

Ce résultat confirme l'interruption du rattrapage du niveau de la productivité américaine par les autres économies industrialisées. En effet, suite à la rupture positive en 1983, pour les deux premières spécifications, le taux de croissance tendanciel de la productivité du travail américaine est redevenu supérieur aux taux de croissance tendanciels de tous les autres pays. Ce résultat est confirmé pour les spécifications 3 et 4, si l'on excepte le Royaume-Uni. La hausse de l'écart entre les niveaux de productivité américain et européen ou japonais ne saurait donc être attribuée à des mouvements cycliques. Elle est, au contraire, imputable à des évolutions tendanciels de la productivité.

¹¹ Nous n'avons pu reproduire cet exercice sur données européennes, pour lesquelles des données trimestrielles d'heures travaillées ne sont pas disponibles.

Tableau B
Évolutions tendanciellles de la productivité (PIB/emploi)
sur données courtes (fréquence trimestrielle, sauf Pays-Bas)
 Résultats de la méthode de Bai et Perron

États-Unis – PIB par employé

	(en %)			
	1948t1	1966t1	1983t1	2002t4
Spécification 1	2,8	0,7		2,0
Spécification 2	1948t1	1966t1	1983t1	2002t4
	2,8	0,7		2,0
Spécification 3	1948t1	1966t1	2002t4	
	2,8		1,3	
Spécification 4	1948t1	1966t1	2002t4	
	2,8		1,3	

France

	(en %)			
	1959t1	1973t3	1991t2	2002t4
Spécification 1	5,0	2,1		1,1
Spécification 2	1959t1	1973t1	1991t1	2002t4
	4,9	2,2		1,1
Spécification 3	1959t1	1973t2	1990t1	2002t4
	5,0	2,2		1,1
Spécification 4	1959t1	1973t2	1990t1	2002t4
	5,0	2,2		1,1

Japon

	(en %)			
	1961t1	1973t2	1990t3	2002t4
Spécification 1	8,0	2,9		1,2
Spécification 2	1961t1	1973t2	1990t3	2002t4
	8,0	2,8		1,2
Spécification 3	1961t1	1973t2	1990t3	2002t4
	8,0	2,9		1,2
Spécification 4	1961t1	1973t2	1990t3	2002t4
	8,0	2,8		1,1

Allemagne réunifiée

	(en %)		
	1991t1	1997t3	2002t4
Spécification 1	1,9		0,8
Spécification 2	1991t1	1997t3	2002t4
	1,9		0,8
Spécification 3	1991t1	1997t3	2002t4
	2,2		0,8
Spécification 4	1991t1	1997t3	2002t4
	2,1		0,8

Pays-Bas (semestriel)

	(en %)		
	1960s1	1976s1	2003s1
Spécification 1	4,1		1,4
Spécification 2	1960s1	1976s1	2003s1
	4,1		1,4
Spécification 3	1960s1	1976s1	2003s1
	3,7		1,3
Spécification 4	1960s1	1976s1	2003s1
	3,7		1,3

États-Unis – PIB productivité horaire

	(en %)			
	1964t1	1967t4	1995t3	2002t4
Spécification 1	3,2	1,4		2,2
Spécification 2	1964t1	1967t4	1995t3	2002t4
	3,2	1,4		2,2
Spécification 3	1964t1	1968t1	1995t3	2002t4
	2,6	1,5		2,2
Spécification 4	1964t1	1968t1	1995t3	2002t4
	2,6	1,5		2,2

Royaume-Uni

	(en %)		
	1955t1	1972t2	2002t4
Spécification 1	2,7		1,9
Spécification 2	1955t1	1972t2	2002t4
	2,7		1,9
Spécification 3	1955t1		2002t4
		2,2	
Spécification 4	1955t1		2002t4
		2,2	

Allemagne de l'Ouest

	(en %)		
	1960t1	1973t4	1998t4
Spécification 1	4,1		1,9
Spécification 2	1960t1	1973t4	1998t4
	4,1		1,9
Spécification 3	1960t1	1969t4	1998t4
	4,3		2,2
Spécification 4	1960t1	1973t1	1998t4
	4,2		2,0

Espagne

	(en %)			
	1970t1	1985t4	1996t1	2003t2
Spécification 1	3,3	1,5		- 0,4
Spécification 2	1970t1	1985t4	1996t1	2003t2
	3,3	1,5		- 0,4
Spécification 3	1970t1	1994t1		2003t2
	2,9			- 0,1
Spécification 4	1970t1	1994t1		2003t2
	2,9			- 0,1

NB : Pour les quatre spécifications, le tableau donne les dates des ruptures et la croissance annuelle moyenne de la productivité pour chaque période.

Sources : Calculs des auteurs

En réunissant les résultats sur données longues et données courtes, nous pouvons à présent comparer les taux de croissance d'avant et d'après-guerre. Pour la France, le niveau moyen du taux de croissance de la productivité par tête d'avant-guerre est sensiblement plus faible que celui d'après-guerre, y compris sur la période postérieure au ralentissement du début des années quatre-vingt-dix. Le taux de croissance tendanciel français depuis 1991 reste en effet deux fois supérieur à celui de la première moitié du siècle. Ce résultat s'observe également pour le Royaume-Uni avec un taux de croissance moyen après la seconde guerre mondiale près de trois fois plus faible que celui connu depuis.

La situation est nettement différente pour les États-Unis. Le taux de croissance moyen de la productivité avant les années trente est supérieur au taux de croissance moyen entre le choc pétrolier et la reprise dans les années quatre-vingt. En revanche, il est inférieur au taux de croissance tendanciel actuel de la productivité du travail américaine.

L'utilisation de la méthode de Bai et Perron pour construire une composante tendancielle de la productivité apparente du travail nous a permis d'extraire plusieurs faits marquants :

- certaines des conclusions de Gordon (1999, 2002) sont confirmées. Nous retrouvons bien la vague séculaire dont parle l'auteur dans les mouvements tendanciels du taux de croissance de la productivité américaine ; le test place également le début du rattrapage des États-Unis par la France ou le Royaume-Uni peu après la fin de la seconde guerre mondiale ;
- le test montre que la plupart des pays considérés ont connu un ralentissement de leur productivité tendancielle autour du choc pétrolier des années soixante-dix ; pour les États-Unis, cette rupture intervient dès 1966 (pour la productivité par tête comme pour la productivité horaire), ce qui diffère de certaines analyses existantes qui ont abouti à la date de 1974 ;
- enfin, les résultats de cette étude ont permis de montrer que l'interruption du rattrapage des États-Unis par les économies européennes constatée au milieu des années quatre-vingt-dix est présente dans les mouvements tendanciels de la productivité de ces pays ; les pays européens et le Japon connaissent un ralentissement de leur productivité tendancielle au cours des années quatre-vingt-dix, tandis que la productivité américaine accélère dans les années quatre-vingt ou quatre-vingt-dix (selon que l'on considère la productivité par tête ou la productivité horaire).

Ce dernier résultat, qui concerne la période la plus récente, est certainement le plus susceptible d'intéresser des décideurs chargés de conduire la politique économique. Il met en évidence, bien sûr, la capacité qu'a eu l'économie américaine au cours des dernières années à relever sa productivité du travail, notamment grâce au développement des nouvelles technologies de l'information et de la communication (TIC). Cependant, il montre également la nécessité pour les pays européens, notamment la France, de soutenir des politiques structurelles visant à renforcer la productivité du travail.

Bibliographie

Andrews (D.) (1993) : « *Tests for parameter instability and structural change with unknown change point* », *Econometrica*, n° 61, p. 821-856.

Bai (J.) et Perron (P.) (1998) : « *Estimating and testing linear models with multiple structural changes* », *Econometrica*, n° 66, p. 47-78.

Bai (J.) et Perron (P.) (2001a) : « *Multiple structural change models: A simulation analysis* », unpublished manuscript, Department of Economics, Boston University.

Bai (J.) et Perron (P.) (2001b) : « *Computation and analysis of multiple structural change models* », unpublished manuscript, Department of Economics, Boston University.

Basu (S.), Fernald (J.) et Shapiro (M.) (2001) : « *Productivity growth in the 1990s: Technology, utilization, or adjustment ?* », *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, n° 55, p. 117-165.

Broadberry (S.) et Crafts (N.) (2003) : « *UK productivity performance from 1950 to 1979: A restatement of the broadberry-crafts view* », Working Paper, University of Warwick.

Den Haan (W.) et Levin (A.) (2000) : « *Robust covariance matrix estimation with data-dependent VAR prewhitening order* », NBER Technical Working Paper n° 255.

Feinstein (C.) (1976) : *Statistical Tables of National Income, Expenditure and Output of the UK, 1855-1965*

Gordon (R.) (1999) : « *U.S. economic growth since 1870: One big wave?* », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, n° 89, p. 123-138.

Gordon (R.) (2002) : « *Two centuries of economic growth: Europe chasing the american frontier* », Paper prepared for Economic History Workshop, WP Northwestern University.

Gust (C.) et Marquez (J.) (2002) : « *International comparison of productivity growth: The role of information technology and regulatory practise* », *International Finance Discussion Papers*, n° 727, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002.

Hansen (B.) (2001) : « *The new econometrics of structural changes : Understanding and dating changes in US productivity* », *mimeo*, University of Wisconsin.

Le Bihan (H.) (2002) : « *Le PIB tendanciel français : une approche par les ruptures de tendance* », Note d'Études et de Recherche n° 89, Banque de France.

Lecat (R.) (2004) : « *Productivité du travail des grands pays industrialisés : la fin du rattrapage des États-Unis* », *Bulletin de la Banque de France*, janvier.

Mitchell (B.) (1998) : International Historical Statistics, « *The Americas, 1750-1993* », 4th Edition, Stockton Press

Mitchell (B.) (1998) : International Historical Statistics, « *Europe, 1750-1993* », 4th Edition, Stockton Press

Perron (P.) (1989) : « *The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis* », *Econometrica*, n° 57 (6), 1361-1401.

Stock (J.) et Watson (M.) (2002) : « *Has the business cycle changed and why?* », Working Paper, Princeton University.

Zivot (E.) et Andrews (D.) (1992) : « *Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis* », *Journal of Business & Economic Statistics*, n° 10 (3), 251-70.

Annexe 1

Description des séries utilisées

Séries trimestrielles

FRANCE

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1959 t1	Source	Description
Emploi	emplong_fr	emptot_fr	1978 t1	BRI (INSEE)	Emploi total, fin de trimestre, cvs
		emptotecb_fr	1959 t1	BRI (INSE)	Emploi total, hors conscrits (proxy BCE), cvs
PIB	gdplong_fr	gdpvol95_fr	1978 t1	BRI (INSEE)	PIB aux prix de marché (ESA 95), prix de 1995, cvs-cjo
		gdpvol80_fr	1970 t1	BRI (INSEE)	PIB aux prix de marché, prix de 1980, cvs
		gdpvol70_fr	1963 t1	BRI (INSEE)	PIB aux prix de marché, prix de 1970, cvs
		gdpv_fr	1946 t1	Villa	PIB marchand, en MF 1980, cvs, par Census effectuée par P. Villa

ÉTATS-UNIS

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1947 t1	Source	Description
Emploi	emplong_us	emptot_us	1948 t1	BRI (BLS)	Emploi civil, cvs
PIB	gdplong_us	gdpchaîne_us	1947 t1	BRI (BEA)	PIB aux prix de marché, en dollars de 1996 chaînés, cvs

ROYAUME-UNI

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1947 t1	Source	Description
Emploi	emplong_uk	emptotnsaebc_uk	1978 t2	BRI (Office for national statistics)	Emploi total (annual business inquiry) (définition BCE), fin de trimestre, cvs
		emptot2nsa_uk	1950 t2	BRI (Office for national statistics) + désais. BdF	Emploi total, fin de trimestre, désaisonnalisation Banque de France par Census
PIB	gdplong_uk	gdp2_uk	1956 t1	BRI (Office for national statistics)	PIB aux prix de marché de 1995, cvs

ALLEMAGNE

	Séries longues	Date de début : 1960 t1	Source	Description
Productivité	pdt_de	1991 t1	BRI (Bundesbank)	PIB par employé, prix de 1995 (ESA95) (définition BCE), cvs
	pdtwest_de (jusqu'en 1998 t4)	1960 t1	BRI (Bundesbank)	PIB par employé, prix de 1991 (RFA) (définition BCE), cvs

JAPON

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1961 t1	Source	Description
Emploi	emplong_jp	emptot_jp	1961 t1	BRI (<i>Economy planning agency</i>)	Employés, cvs
PIB	gdplong_jp	gdp95_jp	1980 t1	BRI (<i>Economy planning agency</i>)	PIB aux prix de marché (SNA93), prix de 1995, cvs
		gdp90_jp	1955 t2	BRI (<i>Economy planning agency</i>)	PIB aux prix de marché (SNA68), prix de 1990, cvs

ESPAGNE

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1970 t1	Source	Description
Emploi	emplong_es	empmin_es	1976 t1	<i>Ministerio de Economía y Hacienda</i>	Employés, cvs
		empbri_es	1964 t1	BRI (<i>Inst. nacional de estadística</i>)	Emploi total hors conscrits, cvs
PIB	gdplong_es	gdpvolest_es	1980 t1	Eurostat	PIB (ESA95), prix de 1995, cvs
		gdpvolbri_es	1970 t1	BRI (<i>Inst. nacional de estadística</i>)	PIB aux prix de marché (ESA79), prix de 1986, cvs

PAYS-BAS

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1960 s1	Source	Description
Emploi	emplong_pb	emptot_pb	1960 s1	OCDE (Perspectives économiques)	Emploi total
PIB	gdplong_pb	gdpvol_pb	1960 s1	OCDE (Perspectives économiques)	PIB à prix constants

Séries annuelles

FRANCE

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1890 (sauf guerres)	Source	Description
Emploi	emplong_fr_a	empocde_fr_a	1959	GGDC	Emploi civil
		empv_fr_a	1890 (sauf guerres)	Villa (base SERLONG)	Emploi total
PIB	gdplong_fr_a	gdpinsee_fr_a	1978	INSEE	PIB, prix de 1995
		gd pocde_fr	1950	GGDC	PIB en dollars Geary-Khamis de 1990
		gdpv_fr_a	1890	Villa (base PROD)	Production de l'ensemble des branches en volumes, PIB hors DIT, en GF de 1938

ÉTATS-UNIS

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1890	Source	Description
Emploi	emplong_us_a	empocde_us_a	1959	GGDC/BLS	Emploi civil
		empmitch_us_a	1890	Mitchell	Emploi calculé avec taux de chômage et nombre de chômeurs en milliers
PIB	gdplong_us_a	gdpbea_us_a	1929	BEA (= GGDC à partir de 1950)	PIB aux prix de marché, en dollars de 1996 chaînés, cvs
		gdpv_us_a	1890	Mitchell	PIB des États-Unis en volume, base 1 en 1938

ROYAUME-UNI

	Séries longues	Séries utilisées	Date de début : 1923	Source	Description
Emploi	emplong_gb_a	empocde_gb_a	1959	GGDC	Emploi civil
		empfeinstein_gb_a	1875	Feinstein	Emploi civil
PIB	gdplong_gb_a	gd pocde_gb_a	1950	GGDC	PIB en dollars Geary-Khamis de 1990
		gd pfeinstein_gb_a	1875	Feinstein	PIB au coût des facteurs

Annexe 2

Méthode de Bai et Perron (1998)

Les spécifications 1 et 2 s'écrivent comme suit :

$$\text{spécification 1 : } Y_t = \mu + \beta_1 t + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} (t - T_k) I(t > T_k) + u_t$$

$$\text{spécification 2 : } Y_t = \mu + \beta_1 t + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} (t - T_k) I(t > T_k) + \sum_{i=1}^p c_i Y_{t-i} + u_t$$

pour $t=1, \dots, T$ où T est la taille de l'échantillon. $I(\cdot)$ est la fonction indicatrice. Pour ces deux spécifications, la productivité (Y_t) est exprimée en logarithme. u_t est le terme résiduel de moyenne nulle. μ est une constante. β_i ($i=1, \dots, m$) est le taux de croissance tendanciel sur le i ème segment. Enfin, les c_i ($i=1, \dots, p$) sont les coefficients de termes autorégressifs. Pour la première spécification, nous utilisons la méthode de Den Haan et Levin (2000) pour estimer la matrice de variance-covariance des paramètres (méthode VARHAC). Dans la seconde spécification, le problème de l'autocorrélation des résidus est traité en incluant des termes autorégressifs. Le nombre optimal de retards p est déterminé selon la méthode de Perron (1989).

Nous cherchons à évaluer le nombre (m) et les dates (T_k , $k=1, \dots, m$) d'éventuelles ruptures dans la tendance déterministe. Seul le paramètre β (la pente de la tendance) est soumis à la rupture ; nous posons l'hypothèse de stabilité des paramètres μ et c_i .

Les spécifications 3 et 4 s'écrivent comme suit :

$$\text{spécification 3 : } \Delta Y_t = \beta_1 + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} I(t > T_k) + u_t$$

$$\text{spécification 4 : } \Delta Y_t = \beta_1 + \sum_{k=1}^m \beta_{k+1} I(t > T_k) + \sum_{i=1}^p c_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

Nous considérons cette fois le taux de croissance de la productivité par tête (ΔY est la variation des logarithmes de la productivité). Les paramètres β_i et c_i gardent la même interprétation que pour les deux premières spécifications.

Dans la spécification 3, nous régressons le taux de croissance de la productivité sur une constante soumise à un nombre aléatoire de ruptures. Encore une fois, nous ne testons de rupture que sur le paramètre β . Nous utilisons de nouveau la méthode VARHAC de Den Haan et Levin (2000) pour estimer la matrice de variance-covariance de long terme des paramètres. Dans la spécification 4, l'autocorrélation est de nouveau corrigée par des termes autorégressifs.

En fréquence annuelle, les termes autorégressifs des spécifications 2 et 4 ne sont généralement pas significatifs. C'est pourquoi seules les spécifications 1 et 3 sont retenues dans le tableau A.